

A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL DO MERCADO DE ADRS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE COM TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO, RAIZ UNITÁRIA E COINTEGRAÇÃO.

ADRIANO LEAL BRUNI, Dr.

UNIFACS

albruni@infnitaweb.com.br

RESUMO

A hipótese de eficiência fraca dos mercados de capitais estabelece que os preços devem refletir todas as informações passadas disponíveis. Existiria a incapacidade de se prever preços futuros com base em dados históricos. Os preços seguiriam um passeio ou rumo aleatório, do inglês *random walk*. Para testar esta hipótese, diversas metodologias e modelos econométricos foram desenvolvidos, a exemplo dos testes de auto-correlação, raiz unitária (a exemplo dos testes de Dickey-Fuller ampliado e Phillips-Perron) e cointegração (a exemplo do teste de Johansen). Este trabalho analisou a hipótese de eficiência fraca do mercado de American Depositary Receipts, ADRs, emitidos por empresas brasileiras e negociados em bolsas de valores dos Estados Unidos da América. Os resultados obtidos confirmam a hipótese de eficiência: dados históricos das cotações dos ativos analisados seriam incapazes, de um modo geral, de prever o seu comportamento futuro.

Palavras-chave: Eficiência de mercado

ABSTRACT

The hypothesis of weak efficiency of the stock markets establishes that the prices must reflect all the available past information. It would exist the incapacity of foreseeing future prices on the basis of the historical information. The prices would follow a random walk. To test this hypothesis, many methodologies and econometric models had been developed, as the examples of the auto-correlation tests, unit root (Dickey-Fuller's and Phillips-Perron tests) and integration (Johansen's tests). This work analyzed the hypothesis of weak efficiency of the market of American Depositary Receipts, ADRs, issued by Brazilian companies and traded in US stock exchanges. The results confirm the efficiency hypothesis: historical data of the prices of the analyzed securities would be incapable, in a general way, to foresee its future behavior.

Keywords: market efficiency, American Depositary Receipts

1 INTRODUÇÃO

Há muito tempo que os acadêmicos de finanças de todo o mundo têm se dedicado à análise exaustiva de dados passados de ativos financeiros à procura de padrões de comportamento dos mercados e oportunidades de lucros anormais. Seria a eterna busca do Santo Graal, em palavras de Haugen (1995, p. 01), ou dos caminhos para as Minas do Rei Salomão, em expressão de Galdão e Famá (1997, p. 04). Apesar dos imensos esforços devotados para a busca desse filão, apenas poucas pepitas foram encontradas, que, por sua vez, desapareceram rapidamente, logo após a publicação de seus efeitos.

O conceito de mercados eficientes tornou-se uma das principais bases da Teoria de Finanças. Em mercados compostos por investidores racionais, os preços sempre refletiram todas as informações relevantes - oportunidades de ganhos anormais inexisteriam. Inúmeros foram os estudos que, durante décadas, ajudaram a consolidar a idéia dos mercados eficientes (BRUNI e FAMÁ, 1999).

Com o objetivo de analisar a hipótese de eficiência informacional dos mercados de capitais, selecionou-se uma amostra formada por American Depositary Receipts, ADRs, emitidos por empresas brasileiras negociados em bolsas de valores dos Estados Unidos da América. Os ADRs consistem em títulos criados pelo Morgan Guarantee Trust em 1927 e que permitem a dupla listagem de ação. Sua importância para a estrutura de capital brasileira pode ser evidenciada pela evolução do número de programas - que cresceu de um programa em 1993 para 97 em fins de 2001 - e da elevação dos valores destes - que alcançaram US\$20.771.634,86 (Comissão de Valores Mobiliários, 2002).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Em sua forma fraca, o conceito de eficiência informacional dos mercados estabelece a incapacidade de prever preços futuros com base em dados históricos. Os preços seguiriam um passeio ou rumo aleatório, do inglês *random walk*.

Uma maneira útil para se organizar as várias versões dos testes de rumo aleatório envolveria a consideração dos vários tipos de dependência que possa existir entre os retornos r_t e r_{t+k} em duas diferentes datas, t e $t+k$ (CAMPBELL, LO e

MACKINLAY, 1997). Para isso é preciso definir as variáveis aleatórias $f(r_t)$ e $g(r_{t+k})$, onde $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são duas funções arbitrárias. Segundo a idéia de rumo aleatório: $Cov [f(r_t), g(r_{t+k})] = 0$, para todo t e para $k \neq 0$.

A equação anterior captura todas as versões de testes de rumo aleatório para todas as variáveis $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, o que pode ser interpretado como uma condição de ortogonalidade. A depender das características das variáveis $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, diferentes são os procedimentos empregados nos testes de rumo aleatório, conforme apresentado no quadro seguinte.

QUADRO 1. CLASSIFICAÇÃO DOS TESTES DE RUMO ALEATÓRIO.

$Cov [f(r_t), g(r_{t+k})] = 0$	$g(r_{t+k}), \forall g(\cdot)$ linear	$g(r_{t+k}), \forall g(\cdot)$
$f(r_t), \forall f(\cdot)$ linear	Incrementos não correlacionados [Rumo Aleatório 3] $3] Proj[r_{t+k} r_t] =$	-
$f(r_t), \forall f(\cdot)$	Martingale [Jogo Justo] $E[r_{t+k} r_t] =$	Incrementos independentes [Rumo Aleatório 1 e 2] $fdp[r_{t+k} r_t] = fdp [r_{t+k}]$

Fonte: Campbell, Lo e MacKilay (1997, p. 29).

Se, por exemplo, $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são assumidas como funções lineares, a equação geral anterior (Equação 9) implica em retornos serialmente não correlacionados, correspondendo ao processo Rumo Aleatório 3, descrito no quadro anterior. De forma alternativa, se apenas $g(\cdot)$ for assumida como linear, o processo é caracterizado por um *martingale* ou jogo justo. Por outro lado, se ambas as funções forem assumidas como não lineares, isto implica que todos os retornos sejam mutuamente independentes, correspondendo aos modelos Rumo Aleatório 1 e 2 - igualmente citados no Quadro 1.

Dentre os principais testes aplicáveis na análise de processos caracterizados por rumo aleatório, podem ser mencionados os testes de auto-correlação e os testes de raízes unitárias.

2.1 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

A hipótese de eficiência informacional dos mercados estabelece a incapacidade de previsão de preços futuros com base em dados históricos. Dessa forma, não deveria existir dependência linear entre retornos defasados, não apenas no sentido estatístico - com a verificação de correlação

serial nula, como, também, no sentido econômico, através da inexistência de retornos positivos após custos de transação (ROSENTHAL, 1983, p. 21).

Os testes de auto-correlação consistem em analisar a relação entre variáveis defasadas e variáveis posteriores, com base em diferentes intervalos de defasagem. Podem ser empregados para testar a existência de dependência ou independência de variáveis em uma série temporal. O coeficiente de correlação serial mede a relação entre os valores de uma variável aleatória e seus valores em períodos anteriores. O teste de auto-correlação evidencia se os coeficientes de auto-correlação são significativamente diferentes de zero.

Para Gujarati (2000, p. 720), o teste de auto-correlação consiste em um dos mais simples testes para verificar se uma série é caracterizada pela presença de ruído aleatório. O teste baseia-se na denominada função de auto-correlação, FAC, que na defasagem k, indicada por ρ_k , pode ser apresentada como :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \text{ onde } \gamma_k \text{ é igual à}$$

covariância na defasagem k e γ_0 é a variância. Sendo variância e covariância medidas na mesma unidade, ρ_k é uma medida sem unidade ou pura, podendo variar de -1 a +1, como qualquer coeficiente de correlação. A representação gráfica de ρ_k contra k resulta no gráfico denominado correlograma da população.

Já que na prática é possível se obter apenas uma amostra de um processo estocástico, pode-se calcular somente a função de auto-correlação amostral, $\hat{\rho}_k$. Assim, torna-se necessário obter-se a covariância amostral na defasagem k, $\hat{\gamma}_k$, e a variância amostral $\hat{\gamma}_0$, ambas definidas como:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad e$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}. \text{ Onde : } n = \text{tamanho da amos-}$$

tra, \bar{Y} = média da amostra. Assim, a função de auto-correlação amostral na defasagem k pode ser

$$\text{apresentada como: } \hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}.$$

A significância estatística de $\hat{\rho}_k$ pode ser julgada mediante a análise de seu erro padrão. Segundo Bartlett (1946), se uma série temporal for puramente aleatória, caracterizada pela presença de ruído branco, os coeficientes de auto-correlação amostral são distribuídos aproximadamente segundo uma distribuição normal, com média zero e variância igual a $1/n$, onde n representa o tamanho da amostra.

A hipótese conjunta de que todos os coeficientes de auto-correlação ρ_k são simultaneamente iguais a zero pode ser testada mediante a aplicação da estatística Q, desenvolvida por Box e Pierce e definida por Gujarati (2000, p. 723) como:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2, \text{ onde: } n = \text{tamanho da amostra, } m =$$

duração da defasagem. Destaque-se que a estatística Q, para grandes amostras, distribui-se aproximadamente como uma distribuição qui-quadrado, com m graus de liberdade. Quando o Q calculado excede o valor crítico de Q na tabela de qui-quadrado para o nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula de que todos os ρ_k são iguais a zero. Pelo menos alguns deles devem ser diferentes de zero.

Uma alternativa ao uso da estatística Q de Box e Pierce consiste no emprego da estatística LB de Ljung-Box e definida

$$\text{como: } LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi_m^2.$$

Para amostras grandes, as estatísticas Q e LB apresentam distribuições qui-quadrado, com m graus de liberdade. Porém, segundo Gujarati (2000, p. 723), a estatística LB tem apresentado propriedades mais poderosas em amostras pequenas, quando comparada à estatística Q.

É importante destacar que, como os testes de correlação serial assumem a premissa de que as taxas de retorno utilizadas provém de uma distribuição normal, torna-se necessário conferir a validade desta particularidade (ROSENTHAL, 1983, p. 24).

Em relação às evidências empíricas do uso de testes de auto-correlação, um dos mais clássicos exemplos de aplicações sobre seu uso pode ser visto em Kendal (1943), que analisou mudanças de preços, com intervalos defasados iguais a 1, 2, 3 e 4 períodos. Outros exemplos de análise da eficiência fraca dos mercados de capitais com base em testes de correlação serial podem ser verificados em diferentes estudos. Solnik (1973) analisou oito dos principais mercados europeus, concluindo que estes seriam menos eficientes do que o mercado norte-americano. Guy (1976) testou a forma fraca de eficiência da Bolsa de Valores de Londres empregando uma amostra com as 50 maiores empresas lá negociadas e outra amostra formada por 49 empresas selecionadas aleatoriamente. Para a primeira amostra, os resultados foram consistentes com a forma fraca de eficiência. Em relação ao segundo grupo, um número expressivo de ações apresentou níveis estatisticamente significativos de correlação serial – o que poderia ser, segundo o autor, conseqüência da ineficiência do mercado ou de falhas operacionais ou estatísticas nos procedimentos empregados nos testes. Guy (1976) analisou a performance da Bolsa de Valores de Dusseldorf e encontrou que 20% das ações analisadas apresentavam níveis significativos de correlação serial. Roux e Gilbertson (1978), após analisarem as ações negociadas na Bolsa de Valores de Joanesburgo, encontraram correlações seriais significativas: as mudanças dos preços analisados não seriam independentes.

Uma série de outros estudos sobre a eficiência fraca de mercados emergentes, avaliada com base em testes de auto-correlação, pode ser vista no quadro seguinte.

QUADRO 2. ESTUDOS EMPÍRICOS DO TESTE DE AUTO-CORRELAÇÃO DE MERCADOS DE CAPITAIS.

Autor(es)	Descrição do estudo
Harvey (1995a)	Analisou dados referentes a mercados desenvolvidos e emergentes. Apenas cinco dos 21 mercados desenvolvidos apresentaram auto-correlação de primeira ordem, superior a 10%. As mesmas análises para países emergentes revelaram um número relativo mais expressivo de países com auto-correlação de primeira ordem superior a 20% (Colômbia, Indonésia, México, México, Paquistão, Filipinas, Portugal, Turquia e Venezuela). Evidências encontradas sugeriram a possibilidade de previsibilidade dos retornos dos emergentes, o que contraria a hipótese de eficiência fraca dos mercados.
Claessens et al. (1995)	Encontraram evidências significativas de previsibilidade de retornos em mercados emergentes.
Poshokwale (1996)	Os resultados obtidos indicaram a possibilidade de previsão dos retornos em mercados emergentes.
Rosenthal (1983)	alisou o mercado de 54 ADRs listados na Nasdaq com base em testes de correlação serial. Os resultados foram consistentes com a hipótese de eficiência fraca dos mercados.

Fonte : Mobarek e Keasey (2000, p. 17).

2.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

O teste de raiz unitária consiste em um conjunto de procedimentos alternativos para a análise de processos eventualmente caracterizados pela presença de rumo aleatório. Pode ser apresentado através do seguinte modelo: $Y_t = Y_{t-1} + u_t$. Onde u_t = erro estocástico de média zero, variância σ^2 constante, não autocorrelacionado.

A equação anterior consiste em uma regressão de primeira ordem, AR (1), já que o valor de Y no instante t está regredido contra o valor de Y no instante t-1. Se o coeficiente de Yt+1 for igual a 1, o processo torna-se caracterizado pelo problema da raiz unitária – que revela uma série não estacionária.

Quando o coeficiente ρ da equação é igual a um, diz-se que a variá-

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

vel estocástica Y tem uma raiz unitária. Em econometria de séries temporais, uma série com raiz unitária é conhecida como série temporal de rumo aleatório – exemplo de série temporal não estacionária.

A equação anterior pode ser apresentada na seguinte forma alternativa:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

Onde: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $(\rho - 1) = \delta$, onde Δ = operador de primeira diferença. A hipótese nula empregada no teste de rumo aleatório estabelece

$= 0$. Sendo esse fato verdadeiro,

Tal equação revela que as primeiras diferenças de uma série temporal com caminho aleatório equivalem a uma série temporal estacionária já que, por hipóteses anteriormente assumidas, u_t é puramente aleatório.

Quando uma série temporal é diferenciada uma vez, e a série diferenciada encontrada é estacionária, diz-se que a série original com caminho aleatório é integrada de ordem 1, indicada por $I(1)$. Quando a série original precisa ser diferenciada duas vezes – extraíndo-se a primeira diferença da primeira diferença – antes de se revelar estacionária, diz-se que a série original é integrada de ordem 2, ou $I(2)$. Quando uma série temporal precisar ser diferenciada d vezes para se revelar estacionária, diz-se que ela é integrada de ordem d , ou $I(d)$.

Uma série temporal integrada de ordem 1 ou maior é uma série temporal não estacionária. Por convenção, se $d=0$, o processo $I(0)$ resultante corresponde a uma série temporal estacionária.

A ordem da integração corresponde ao número de raízes unitárias contida na série, ou o número de operações diferenciais necessárias para tornar a série estacionária. Em um processo caracterizado por rumo aleatório, existe apenas uma raiz unitária, sendo uma série do tipo $I(1)$.

Procedimentos padrões de inferência não se aplicam a regressões que contenham uma variável dependente integrada ou regressores integrados. Assim, torna-se importante checar se uma série é estacionária ou não, antes de qualquer procedimen-

to de regressão. O método formal de testar a estacionariedade de uma série consiste no teste de raiz unitária, por sua vez comumente executado através de três procedimentos distintos: o teste de Dickey-Fuller, o teste de Dickey-Fuller ampliado e o teste de Phillips-Perron.

2.2.1 O TESTE DE DICKEY-FULLER (DF)

Para verificar se uma série é não estacionária, é preciso rodar a regressão $Y_t = \rho.Y_{t-1} + u_t$, verificando se $\hat{\rho}$ é, estatisticamente, igual a 1 ou rodar a equação equivalente $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$, verificando se $\hat{\delta}$ é, estatisticamente, igual a 0. Porém, nestas situações, o valor t obtido não segue a distribuição t de Student, mesmo em amostras grandes.

Gujarati (1999, p. 725) estabeleceu que sob a hipótese nula de que $\rho = 1$, a estatística t calculada convencionalmente é conhecida como estatística τ (tau). Os valores críticos de τ foram tabulados por Dickey e Fuller (1979), com base em procedimentos de simulação com base no método de Monte Carlo. Para homenagear seus autores, em Econometria, o teste τ é conhecido como teste de Dickey-Fuller. De forma recente, os cálculos de Dickey e Fuller (1979) vem sendo melhorados, isto é, tornados mais precisos graças à MacKinnon (1991).

Como a hipótese nula estabelece que $\rho = 1$, sua rejeição indica uma série estacionária. Quando o valor absoluto de $(|\tau|)$ exceder os valores críticos absolutos τ de D-F ou de MacKinnon-DF, não é possível rejeitar a hipótese de que a série temporal seja estacionária. Por outro lado, se τ calculado for menor que o valor crítico, a série temporal é considerada não estacionária.

O teste de Dickey-Fuller consiste em um dos mais empregados testes para análises de raízes unitárias. Por razões teóricas, costuma ser aplicado a regressões apresentadas nas seguintes formas:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad e$$

$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$. Onde t representa a variável tempo ou tendência.

Nota-se que para os três casos apresentados nas três equações anteriores, a hipótese nula consiste em $\delta = 0$. Ou seja, existe uma raiz unitária. A diferença entre a primeira equação () e as demais, consiste na inclusão da constante e do termo de tendência.

As hipóteses nula e alternativa podem ser explicitadas como:

$$H_{DF,0} \quad \delta = 0$$

$$H_{DF,1}$$

Se o termo de erro u_t for autocorrelacionado, deve-se aplicar o teste aumentado de Dickey-Fuller (DFA). A equação () transforma-se em

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Ressalta-se que $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$,

$\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, ... A equação anterior emprega termos de diferença defasados, cujo número de termos deve ser determinado empiricamente, de forma que o termo de erro na equação anterior seja serialmente independente.

A estatística do teste DFA tem a mesma distribuição assintótica de DF, permitindo o uso dos mesmos valores críticos, calculados por MacKinnon (1991).

2.2.2 O TESTE DE PHILLIPS-PERRON (PP)

Phillips e Perron (1988) propuseram um método não paramétrico para controle de correlações seriais de ordens maiores (*higher order serial correlation*). O modelo empregado no teste PP é um processo auto-regressivo unitário [AR(1)], apresentado como $\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Enquanto o teste DFA efetua correções para correlações seriais de ordens maiores através da adição de termos de diferença defasados

$$\left[\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} \right], \text{ o teste PP efetua uma corre-$$

ção da estatística t no coeficiente δ da equação (), de forma a se ajustar à correlação serial em u_t .

Segundo EvIEWS (1997), a correção é não paramétrica em decorrência do fato da estimativa do espectro de u_t na frequência zero ser robusta com a condição de heterocedasticidade e auto-correlação de forma desconhecida. São empregados nos procedimentos de testes a estimativa consistente com heterocedasticidade e auto-correlação de Newey-West, apresentada como

$$w^2 = \delta_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1} \right) \delta_j$$

Onde $\delta_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-j}$ e q = defasagem truncada (*truncation lag*). Embora uma estimativa para q possa ser apresentada algebricamente, na prática, pacotes econométricos, como o EvIEWS, fornecem estimativas automáticas para q, na realização do teste de Phillips-Perron.

A estatística t do teste de Phillips-Perron (t_{PP}) pode ser apresentada como:

$$t_{PP} = \frac{\delta_0^{1/2} t_b}{w} - \frac{(w^2 - \delta_0) T s_b}{2w\sigma}$$

Onde: t_b = estatística t padrão; s_b = erro padrão de β ; σ = erro padrão da equação de regressão empregada nos testes.

A distribuição assintótica da estatística t do teste PP é igual à distribuição da estatística DFA, também assumindo na hipótese nula a existência de raiz unitária ().

2.3 ESTUDOS EMPÍRICOS COM TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

De forma recente, o teste de raiz unitária tornou-se razoavelmente popular na literatura de finanças. Alguns exemplos podem ser vistos nos trabalhos de Webster (1998) e Sanvicente (1998).

O primeiro autor analisou as questões da emissão de ADRs e da eficiência informacional dos mercados com base em três estudos de casos de diferentes países: Telebrás (Brasil), Astra A. B. (Suécia) e Mavesa S. A. (Venezuela). Após analisar a eficiência informacional fraca dos mercados com base em testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, o autor concluiu que o mercado secundário das ações analisadas poderia ser caracterizado pela eficiência informacional fraca, em períodos anteriores e posteriores à dupla listagem na Nyse.

Sanvicente (1998) analisou a eficiência fraca dos índices de mercado brasileiro (Ibovespa) e norte-americano (DJIA) com base nos testes de Phillips-Perron e Dickey-Fuller ampliado. Em ambos, as conclusões foram idênticas, com os resultados indicando que os índices de mercado seguiriam um processo caracterizado por rumo aleatório, sendo informacionalmente eficientes na forma fraca, em termos individuais.

2.4 TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Segundo Pindyck e Rubinfeld (1998, p. 513), a regressão entre duas séries caracterizadas pela presença de rumo aleatório podem conduzir a resultados espúrios, nos quais testes convencionais de significância tendem a indicar uma relação entre as variáveis que, de fato, não existe.

Em determinadas situações, embora duas variáveis possam seguir rumos aleatórios, a combinação linear delas será estacionária. O conceito de cointegração expressa esse fato. Por exemplo, se duas variáveis x_t e y_t seguem um rumo aleatório, mas a variável $z_t = x_t - \alpha y_t$ é estacionária, diz-se que x_t e y_t são cointegradas e α é denominado parâmetro de cointegração, podendo ser estimado através de procedimento de regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Posteriormente, os resíduos desta regressão podem ser empregados no teste da cointegração de x_t e y_t .

Para Sanvicente (1998, p. 06), em termos econômicos operacionais, se dois mercados forem informacionalmente eficientes, os preços de seus ativos não poderão ser cointegrados. Em mercados cointegrados, variações de preços em um dos mercados conteriam informações que permitiriam prever o comportamento do outro mercado. Por

outro lado, se duas séries não forem cointegradas, os preços em um dos mercados já refletiriam toda informação disponível, e os valores históricos de preços no mercado B não conteriam informações úteis para a previsão de variações de preços em A. Para Granger (1969), séries cointegradas desempenhariam papéis similares no processo de diversificação de investimentos.

A teoria da cointegração foi desenvolvida originalmente por Engle e Granger (1987). Pindyck e Rubinfeld (1998) estabeleceram a sua importância com base em razões que extrapolam o seu uso como diagnóstico em regressões lineares.

Para analisar se duas séries são cointegradas, deve-se verificar se ambas seguem rumos aleatórios, aplicando-se o teste de Dickey-Fuller na verificação do fato de x_t e y_t serem estacionários. Para verificar a cointegração, deve-se efetuar a seguinte regressão com base no método dos mínimos quadrados ordinários:

Posteriormente, deve-se testar os resíduos ε_t , verificando a sua estacionariedade. A hipótese testada consiste no fato de ε_t não ser estacionário, ou seja, testa-se a hipótese de não existência da cointegração, o que pode ser feito de duas formas distintas: através do teste de Dickey-Fuller, ou através da análise da estatística de Durbin-Watson.

A estatística de Durbin-Watson, ou, simplesmente, DW, pode ser apresentada como:

$$DW = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum (e_t)^2}$$

Se e_t for caracterizado

por rumo aleatório, o valor esperado de $(e_t - e_{t-1})$ é zero e a estatística DW deve apresentar um valor próximo a zero. Assim, testa-se a hipótese de DW ser nula.

Segundo Sanvicente (1998, p. 07), posteriormente, o enfoque de Engle e Granger (1987) foi entendido para um contexto multivariado por Johansen (1991 e 1995). De forma similar, este último teste estabelece como hipótese nula a não existência de integração entre as séries analisadas.

$$\Delta Y_t = \alpha +$$

O modelo geral de Johansen pode ser apresentado por meio da equação seguinte:

$$\Delta S_t = \Gamma_1 \Delta S_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta S_{t-k+1} + r S_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

Onde: S_t = vetor de dimensões $[p \times 1]$ de índices na data t , r = matriz $p \times p$ de parâmetros, μ = vetor de dimensões $[p \times 1]$ de interceptos, p = número de elementos do vetor, correspondendo ao número de séries analisadas.

Convém ressaltar que a matriz possibilita identificar a existência de relação dinâmica de longo prazo entre os elementos do vetor de séries analisadas. As evidências dependerão do rank da matriz, sendo possíveis os seguintes casos:

a) Quando o rank da matriz r é igual a zero, a equação anterior se reduz a um modelo de auto regressão vetorial (VAR) sem restrição;

b) Quando o rank da matriz r é igual ao número de séries analisadas, todas as séries são estacionárias;

c) Quando o rank da matriz r é maior do que zero e menor do que o número total de séries, existem indícios de cointegração.

Alguns trabalhos empíricos sobre cointegração de mercados podem ser mencionados. Por exemplo, após analisar 113 ADRs de oito diferentes países, Jiang (1998) concluiu que apenas três dos oito pares de portfólios analisados apresentaram-se cointegrados. Tal fato sugere que investidores, com longos prazos de aplicações dos recursos, não podem assumir que os ADRs sejam equivalentes aos seus respectivos portfólios domésticos.

Sanvicente (1998) analisou a cointegração do mercado brasileiro de janeiro de 1986 a dezembro de 1997, intervalo posteriormente subdividido em três períodos distintos. Em nenhum dos períodos analisados o mercado brasileiro, representado pelo Ibovespa, revelou-se cointegrado com o mercado norte-americano, representado pelo índice Dow Jones Industrial Average – que representa a performance de ações de empresas tradicionais negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque.

3 DADOS COLETADOS E RESULTADOS OBTIDOS

As hipóteses centrais deste estudo buscavam testar a questão da eficiência fraca dos mercados de capitais. Em um mercado eficiente, as informações relevantes seriam prontamente refletidas nos preços. Dados históricos são incapazes de indicar o comportamento futuro dos preços, que seriam caracterizados por um processo do tipo rumo aleatório, definido no capítulo que trata do método e da metodologia deste estudo.

O par de hipóteses centrais da pesquisa foi formulado com o objetivo de analisar a eficiência informacional fraca do mercado de ADRs brasileiros. As hipóteses consistiram em:

H_{2,0} O mercado de ADRs brasileiros em bolsas norte-americanas é informacionalmente eficiente;

H_{2,1} O mercado de ADRs brasileiros em bolsas norte-americanas não é informacionalmente eficiente.

Para poder operacionalizar o conceito de eficiência informacional fraca, este foi substituído pelo conceito de série que segue um passeio aleatório. Em mercados informacionalmente eficientes na forma fraca, informações passadas não são relevantes na predição de seu comportamento futuro. As cotações são caracterizadas pela presença de ruído branco. Assim, o par anterior de hipóteses foi alterado para:

H_{2,0} Os retornos dos ADRs brasileiros seguem um passeio aleatório;

H_{2,1} Os retornos dos ADRs brasileiros não seguem um passeio aleatório.

A presença de passeio aleatório foi analisada mediante testes de raízes unitárias e cointegração e a amostra pesquisada foi extraída da base de dados Econômica, sendo composta por todas as séries de cotações de ADRs disponíveis em fevereiro de 2002, sem restrições. Obteve-se as cotações de 39 ADRs brasileiros. Foram igualmente coletadas as cotações do índice S&P 500. Para todos os ativos estudados, foram coletadas as cotações de fechamento em dólares norte-americanos em diferentes períodos – conforme discutido a seguir.

TABELA 1. RELAÇÃO DE ADRS BRASILEIROS ANALISADOS.

3.1 SÍNTESE DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

Os testes de auto-correlação foram feitos com base na estatística Q de Ljung e Box (1979), apresentada posteriormente como Q-Stat, e seus respectivos níveis de significância (apresentados na coluna denominada Prob.). Todos os valores obtidos estão apresentados na Tabela 2. Os números entre parênteses correspondem à defasagem analisada.

Conforme estabelecido por Eviews (1998), a estatística Q é sempre empregada como um teste da presença de ruído branco na série de dados analisada. Na prática, o maior problema decorrente da sua aplicação consiste na definição do número de defasagens a analisar. Caso um pequeno número de defasagens seja escolhido, o teste pode não detectar correlações seriais significativas em defasagens de maiores ordens. Por outro lado, um número grande de defasagens pode reduzir o poder do teste já que correlações significativas em uma determinada defasagem podem ser diluídas por correlações não significativas em outras defasagens. Segundo testes apresentados em Sanvicente (1998), os resultados deste presente estudo foram obtidos considerando um número de defasagens igual a quatro.

A hipótese nula do teste Q de Ljung e Box estabelece a presença de correlação serial significativa na defasagem sob análise. Segundo os valores presentes na tabela anterior, em todas as defasagens e em todos os casos analisados, não foi possível detectar nenhum nível significativo de auto-correlação.

Assim, de um modo geral, os resultados dos testes de correlação serial confirmam os resultados dos testes não paramétricos de aleatoriedade para as séries: é possível constatar a eficiência

informacional fraca das séries de ADRs brasileiros negociados em bolsas norte-americanas.

TABELA 2. RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO.

Variável	Q-Stat (1)	Prob. (1)	Q-Stat (2)	Prob. (2)	Q-Stat (3)	Prob. (3)	Q-Stat (4)	Prob. (4)
LN ABV	1113,9	0,000	2215,6	0,000	3304,9	0,000	4382,9	0,000
LN ARA	1524,6	0,000	3027,0	0,000	4508,3	0,000	5974,9	0,000
LN BBD	11290	0,001	13373	0,001	13376	0,004	14248	0,007
LN BBOCY	483,47	0,000	946,51	0,000	1394,0	0,000	1828,0	0,000
LN BITPY	75,469	0,000	140,21	0,000	197,16	0,000	248,57	0,000
LN BRP	739,87	0,000	1449,8	0,000	2132,8	0,000	2792,0	0,000
LN BTM	11193	0,001	12117	0,002	12631	0,006	14271	0,006
LN CAIFY	246,87	0,000	482,09	0,000	709,13	0,000	930,12	0,000
LN CAICY	533,94	0,000	1055,1	0,000	1622,0	0,000	2193,8	0,000
LN CBD	1123,9	0,000	2230,1	0,000	3319,1	0,000	4389,2	0,000
LN CEMCY	539,96	0,000	1064,2	0,000	1577,8	0,000	2079,9	0,000
LN CESQY	440,10	0,000	846,01	0,000	1226,1	0,000	1579,1	0,000
LN CIG	416,11	0,000	826,75	0,000	1231,8	0,000	1630,7	0,000
LN ELP	1080,4	0,000	2131,2	0,000	3151,8	0,000	4142,4	0,000
LN EMT	746,64	0,000	1476,8	0,000	2191,2	0,000	2889,2	0,000
LN ERJ	347,24	0,000	685,95	0,000	1016,6	0,000	1337,0	0,000
LN GSB	499,74	0,000	999,73	0,000	1494,9	0,000	1911,9	0,000
LN GLCBY	1229,3	0,000	2439,9	0,000	3645,5	0,000	4839,9	0,000
LN PBR	322,54	0,000	631,10	0,000	925,75	0,000	1210,7	0,000
LN PBRA	48835	0,000	78722	0,000	95995	0,000	104,06	0,000
LN PDA	31092	0,000	52059	0,000	77780	0,000	108,96	0,000
LN PNE	386,47	0,000	751,73	0,000	1099,7	0,000	1468,0	0,000
LN ROPR	341,19	0,000	682,71	0,000	988,59	0,000	1299,0	0,000
LN SP500	1563,4	0,000	3121,2	0,000	4673,5	0,000	6220,4	0,000
LN SDA	29587	0,000	59788	0,000	82180	0,000	110,87	0,000
LN SDD	863,30	0,000	1709,2	0,000	2531,2	0,000	3333,9	0,000
LN TBE	719,69	0,000	1411,2	0,000	2079,3	0,000	2714,0	0,000
LN TBH	815,37	0,000	1608,5	0,000	2380,4	0,000	3131,5	0,000
LN TCN	736,67	0,000	1442,3	0,000	2108,0	0,000	2735,3	0,000
LN TCP	744,04	0,000	1467,8	0,000	2174,1	0,000	2861,8	0,000
LN TMB	759,74	0,000	1503,4	0,000	2231,8	0,000	2945,0	0,000
LN TND	749,60	0,000	1479,2	0,000	2188,9	0,000	2878,2	0,000
LN TNE	742,67	0,000	1481,0	0,000	2158,3	0,000	2834,3	0,000
LN TSB	759,64	0,000	1497,1	0,000	2226,9	0,000	2945,6	0,000
LN TSD	749,45	0,000	1481,5	0,000	2198,4	0,000	2898,6	0,000
LN TSP	749,45	0,000	1481,5	0,000	2198,4	0,000	2898,6	0,000
LN TSU	738,71	0,000	1457,9	0,000	2158,2	0,000	2838,1	0,000
LN USF	1123,0	0,000	2244,0	0,000	3372,9	0,000	4300,1	0,000
LN USP	501,34	0,000	991,72	0,000	1470,1	0,000	1937,0	0,000
LN VCP	402,92	0,000	789,54	0,000	1159,4	0,000	1513,8	0,000

3.2 SÍNTESE DOS TESTES DE RAIZES UNITÁRIAS

Inicialmente, as hipóteses foram testadas mediante o emprego de testes de raízes unitárias. Dois conjuntos de procedimentos distintos foram empregados, representados pelos testes de Dickey-Fuller ampliado (ADF) e o teste de Phillips-Perron (PP).

Conforme destacado no capítulo que trata da modelagem econométrica deste estudo, a hipótese nula dos testes de raízes unitárias estabelece que a série é estacionária, com $\rho = 1$. A não rejeição da hipótese nula indica uma série estacionária, o que ocorre quando o valor absoluto da estatística teste não excede os valores críticos da estatística MacKinnon-DF. Nesta situação, não é possível rejeitar a hipótese de que a série temporal seja estacionária. Porém, se $\rho < 1$ calculado for maior que o valor crítico, a série temporal é considerada não estacionária.

Assim, o procedimento econométrico aplicado envolveu o teste do segundo par **modificado** de hipóteses, apresentado como:

$H_{2,0(RU)}$ As séries analisadas **são** estacionárias;

$H_{2,1(RU)}$ As séries analisadas **não são** estacionárias.

Código	Ação
ABV	Ambvex A
ARA	Araucuz A
BBD	Bradesco A
BBOCY	Itaubanco A
BITPY	Brasili T Par
BRP	Brasili Telec
BTM	Elektrobras A
CAIFY	Elektrobras A
CAICY	Elektrobras A
CBD	Pao de Acuca
CEMCY	Cemig AD
CESQY	Cesp AD
CIG	Cemig AD
ELP	Copel AD
EMT	Emtratel Par
ERJ	Embratel A
GSB	Gandau A
GLCBY	Globo Cabo
PBR	Petrobras A
PBRA	Petrobras A

A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL DO MERCADO DE ADRS BRASILEIROS:
UMA ANÁLISE COM TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO, RAIZ UNITÁRIA E COINTEGRAÇÃO.

O número de raízes unitárias contida na série, ou o número de operações diferenciais necessárias para tornar a série estacionária representa a ordem da integração da série. Em um processo caracterizado por rumo aleatório, existe apenas uma raiz unitária, sendo uma série do tipo I(1). Quando uma série temporal é diferenciada uma vez, e a série diferenciada encontrada é estacionária, diz-se que a série original com caminho aleatório é integrada de ordem 1, indicada por I(1).

Dessa forma, conforme destacado por Kawakatsu (1998, pp. 212-215), os testes ADF e PP são realizados em um primeiro instante com os dados da série original e, posteriormente, com os dados da primeira diferença da série. A presença de raiz unitária é caracterizada – ou seja, aceita estatisticamente – quando se aceita a hipótese nula para os dados da série original e rejeita-se a hipótese nula para os dados da primeira diferença.

A Tabela 3 exhibe uma síntese dos resultados encontrados. Foram realizados 156 testes, correspondendo aos 39 ativos analisados (38 ADRs brasileiros e o índice S&P 500, disponíveis no Economática em 14/02/2002) multiplicados pelos quatro testes feitos (ADF e PP, para a série original e para a primeira diferença, 39 ativos x 4 diferentes testes = 156 testes realizados).

Convém ressaltar que todos os testes de raízes unitárias foram feitos considerando-se a existência de intercepto e tendência.

As colunas da Tabela 3 representam as seguintes variáveis: Ativo: corresponde ao ativo analisado (ADRs brasileiros e índice S&P 500), Início: refere-se à primeira cotação de fechamento disponibilizada pelo Economática, No.Fcto.: representa a quantidade de cotações de fechamento disponibilizadas pelo Economática entre a data de início e o dia 02/01/2002, ADF(0): representa a estatística teste do teste Dickey-Fuller ampliado (ADF), calculada para a série de cotações de fechamento dos diferentes ativos analisados, ADF(1): representa a estatística teste do teste Dickey-Fuller ampliado (ADF), calculada para a primeira diferença da série de cotações de fechamento dos diferentes ativos analisados, PP(0): representa a estatística teste do teste de Phillips-Perron (PP) calculada para a série de cotações de fechamento dos diferentes ativos analisados, PP(1): representa a estatística

teste do teste de Phillips-Perron (PP) calculada para a primeira diferença da série de cotações de fechamento dos diferentes ativos analisados.

Convém ressaltar que os símbolos * ou ** apresentados com as estatísticas ADF e PP correspondem à rejeição da hipótese nula com níveis de significância iguais a 5% ou 1%, respectivamente.

De um modo geral, ambos os testes realizados permitiram aceitar a hipótese de que os ADRs brasileiros são caracterizados pela presença de raiz unitária, o que demarca processos de rumo aleatório. As estatísticas dos testes aplicados sobre as séries integrais indicaram a presença de raízes unitárias – com a aceitação das hipóteses nulas. Por outro lado, a análise das primeiras diferenças conduziu a uma rejeição das hipóteses nulas – o que confirma a existência de apenas uma raiz unitária.

TABELA 3. RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (FINAL DAS SÉRIES EM 02/01/02).

Ativo	Início	No.Fcto.	ADF(0)	ADF(1)	PP(0)	PP(1)
ABV (Ambev ADR)	04/09/97	173	-2.344065	-14.91223 **	-1.981379	-31.70232 **
ARA (Aracruz ADR)	21/09/95	1597	-2.315126	-16.3832 **	-2.218352	-35.99397 **
BBD (Bradesco ADR)	21/11/01	49	-3.331192	-4.535483 **	-1.984256	-4.247872 *
BBOCY (Bradesco ADR)	20/10/99	558	-4.049825 **	-11.38895 **	-3.3963	-31.31501 **
BITPY (Itaúbrás ADR)	15/03/01	114	-2.174968	-6.665217 **	-2.471828	-11.01145 **
BRP (Brasil T Par ADR)	16/11/98	806	-2.311834	-13.57614 **	-2.198826	-25.32876 **
BTM (Brasil Telecom ADR)	18/11/01	48	-4.184403 **	-3.995959 **	-2.295555	-4.208803 *
CAIFY (Eletrobras ADR)	15/11/00	299	-2.586298	-7.861855 **	-3.247994	-21.40239 **
CAICY (Eletrobras ADR)	11/03/99	892	-2.954396	-11.33463 **	-2.398993	-28.9876 **
CBD (Paço de Aucaás ADR)	02/06/97	1177	-2.860908	-15.58889 **	-2.184588	-28.33782 **
CEMIG (Cemig ADR)	26/08/99	604	-2.674468	-11.10385 **	-2.889727	-25.73006 **
CESOV (Cesp ADR)	22/10/99	518	-2.6891	-11.14887 **	-3.026522	-21.2843 **
CIG (Cemig ADR)	04/09/97	441	-1.983411	-20.75184 **	-2.974383	-15.86872 *
ELP (Copel ADR)	30/07/97	1135	-3.128383	-15.29615 **	-3.047371	-29.30762 **
EMT (Embratel Part ADR)	18/11/98	806	-1.543002	-13.42276 **	-1.312998	-26.27838 **
ERU (Embratel ADR)	21/10/00	383	-2.808709	-8.347395 **	-2.115228	-15.48998 **
GGB (Gerdau ADR)	11/03/99	597	-2.297	-10.0863 **	-2.690953	-21.9308 **
GLCBY (Globo Cabo ADR)	01/11/98	1309	-1.905374	-13.91511 **	-1.604508	-34.84554 **
PBR (Petrobras ADR)	10/08/00	369	-3.363495	-9.617354 **	-2.917385	-16.57538 **
PBR (Petrobras ADR)	28/09/01	87	-3.202204	-4.784686 **	-3.325108	-7.019553 **
PDI (Petrobras ADR)	23/11/01	117	-2.941187	-11.725102 **	-0.047474	-5.864629 **
PNE (Copenac ADR)	22/12/98	642	-1.039412	-5.768355 **	-1.248334	-18.83916 **
RIOPR (Vale Rio Doce ADR)	21/06/00	404	-3.040045	-9.172327 **	-3.081954	-22.43474 **
SSP500	21/09/95	1604	-1.967547	-18.99833 **	-1.075439	-39.8099 **
SIA (Sarta SA ADR)	11/03/99	104	0.04998	-4.831818 **	-0.03892	-7.109717 **
SID (Sid Nacional ADR)	14/11/97	986	-2.814725	-11.09661 **	-2.348376	-25.987 **
TBE (Tele Leste Celular ADR)	17/11/98	797	-2.965748	-10.74011 **	-2.834577	-22.63585 **
TBH (Telebras - RCTB ADR)	06/08/98	878	-2.052985	-13.84882 **	-1.668313	-27.85415 **
TBE (Tele Norte Celular ADR)	17/11/98	801	-3.983228	-8.161467 **	-3.429923	-17.31757 **
TCP (Teleop. Cel Part ADR)	17/11/98	803	-2.12198	-13.21306 **	-1.509407	-25.5235 **
TMB (Teleop. Celul Part ADR)	17/11/98	806	-1.901572	-11.78848 **	-1.924955	-23.7703 **
TND (Tele Nordeste Celul ADR)	17/11/98	803	-2.349236	-10.67467 **	-2.419345	-23.18878 **
TNE (Telepar ADR)	17/11/98	806	-2.55379	-13.10314 **	-2.12301	-27.7759 **
TSD (Tele Sudeste Celul ADR)	17/11/98	805	-2.003343	-11.48417 **	-1.833301	-26.03538 **
TSP (Teleop. Coperac ADR)	17/11/98	775	-2.442159	-12.08723 **	-2.25808	-25.63551 **
TSU (Tele Celular Sul ADR)	17/11/98	805	-1.987879	-12.88235 **	-2.144419	-24.63875 **
UBB (Unibanco ADR)	04/09/97	1175	-2.932446	-15.1542 **	-2.731043	-29.01142 **
UGP (Ultrapar ADR)	07/10/99	568	-2.779188	-8.20459 **	-2.557406	-21.57056 **
VCP (Votorantim C P ADR)	14/04/00	450	-2.422113	-8.45447 **	-2.143492	-18.37838 **

Observação: * ou ** significativo, respectivamente, a 5% ou 1%.

De forma similar aos resultados apresentados por Sanvicente (1998, p. 08), aqueles aqui encontrados indicaram que as hipóteses de raízes unitárias para os níveis dos índices não poderiam ser rejeitadas. Porém, a rejeição significativa da existência de raízes unitárias para as primeiras diferenças das duas séries indicaram que as variações das séries de fechamento eram estacionárias, obedecendo a um processo do tipo rumo aleatório. Ficou, caracterizada, portanto, a eficiência informacional

das séries de ADRs na forma fraca, tendo estes sido analisados em termos individuais.

As conclusões do teste de Dickey-Fuller ampliado (ADF) e do teste de Phillips-Perron (PP) em quase nada divergiram, tendo sido muito coerentes no estudo. Dos 38 ADRs analisados, 36 revelaram a presença clara de raízes unitárias em ambos os procedimentos. Divergências foram encontradas nos ativos BBQCY (Bradesco ADR) e BTM (Brasil Telecom ADR) – que se revelaram estacionários nos testes de Dickey-Fuller ampliado – com a rejeição das hipóteses nulas para a série integral e sua primeira diferença. Contudo, a aplicação do teste de Phillips-Perron (PP) evidenciou a presença de raízes unitárias em ambos – com a aceitação de H_0 em PP(0) e sua rejeição em PP(1).

A análise da série de cotações de fechamento do índice S&P 500 foi feita para permitir os testes de cointegração posteriores. De forma similar aos outros ativos analisados, a série revelou-se caracterizada pela presença de uma única raiz unitária. As estatísticas calculadas ADF(0) e PP(0) conduziram à aceitação de H_0 , que foi rejeitada em ADF(1) e PP(1).

3.3 SÍNTESE DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO

As análises de rumo aleatório efetuadas na seção anterior deste capítulo, com base nos testes de Dickey-Fuller ampliado e de Phillips-Perron, concordaram, de um modo geral, com a hipótese de existência de rumo aleatório e eficiência informacional fraca dos mercados, analisados individualmente.

O fato de duas séries serem, entretanto, individualmente eficientes não implica em que toda informação passada relevante esteja incorporada nos preços de um mercado, se o outro mercado contiver informações úteis e importantes para a análise do comportamento do primeiro mercado. Assim, torna-se necessário, em testes de eficiência informacional fraca de mercados financeiros, a análise da eventual cointegração das séries.

Neste estudo, a análise de cointegração foi feita em relação ao índice S&P 500, mantido e atualizado pela Standard e Poors e que mede a performance do mercado acionário norte-americano, através das cotações das 500 ações mais relevantes. A razão para uma análise relativa ao índice

S&P 500 deve-se à constante associação por parte da imprensa nacional entre a performance do índice e a conseqüente interferência no mercado doméstico brasileiro, conforme apresentado por Sanvicente (1998, p. 01).

Os testes de cointegração foram feitos com base nos procedimentos de Durbin-Watson e Johansen.

3.3.1 TESTE COM BASE NA ESTATÍSTICA DE DURBIN-WATSON

Conforme estabelecido por Kawakatsu (1998, pp. 215-217), se duas séries contém raízes unitárias, pode-se testar de forma preliminar a cointegração de ambas mediante o emprego da estatística de Durbin-Watson – obtida dos procedimentos de regressão linear por mínimos quadrados ordinários das duas séries analisadas. As hipóteses do teste podem ser apresentadas como :

$H_{2,0(DW)}$ As séries de ADRs analisadas **não apresentam** cointegração com o índice S&P 500 (DW=0);

$H_{2,1(DW)}$ As séries de ADRs analisadas **apresentam** cointegração com o índice S&P 500 (DW≠0).

Uma síntese dos valores encontrados para as estatísticas de Durbin-Watson estão apresentados na Tabela 4. De um modo geral, os testes das estatísticas de Durbin-Watson não foram capazes de rejeitar a hipótese nula, que estabelece a não existência de cointegração – o que ocorreu em 34 das 38 séries analisadas. Apenas as séries dos logaritmos neperianos dos ADRs do Bradesco (LN_BBD, DW = 0.7234***), Itaúbanco (LN_BITPY, DW = 0.3924**), Brasil Telecom (LN_BTM, DW = 0.6762***) e Petrobrás (LN_PBRA, DW = 0.4092**) apresentaram valores significativos de DW, que possibilitaram a aceitação da hipótese de existência de cointegração.

3.3.2 TESTE COM BASE NA ESTATÍSTICA DE JOHANSEN

Outra forma de análise da hipótese acerca da cointegração dos mercados consiste na aplicação do teste de Johansen que, conforme mencionado no capítulo que aborda a modelagem econométrica, estendeu os estudos de Engle e Granger (1988) para

um contexto multivariado.

Foram analisadas as mesmas hipóteses estabelecidas no teste de Durbin-Watson, com a hipótese nula estabelecendo a inexistência de cointegração. Estudou-se a eventual cointegração da série de ADRs brasileiros com o índice S&P 500. Em função da análise de duas séries, o teste de Johansen buscou detectar a existência de um vetor de cointegração significativo sob o ponto de vista estatístico.

TABELA 4. RESULTADOS DAS ESTATÍSTICAS DW.

Conforme sugerido em Sanvicente (1998, p. 07), o teste foi realizado assumindo-se a presença de uma tendência determinística linear nos dados.

Variável	DW	Variável	DW	Variável	DW
LN_ABV	0.0076	LN_ELP	0.0247	LN_TBH	0.0198
LN_ARA	0.0107	LN_EMT	0.0463	LN_TCN	0.0567
LN_BBD	0.7234	LN_ERJ	0.0095	LN_TCP	0.0772
LN_BBQCY	0.2545	LN_GGB	0.0572	LN_TMB	0.0177
LN_BITPY	0.3924	LN_GLCBY	0.0048	LN_TND	0.0306
LN_BRP	0.0792	LN_PBR	0.1400	LN_TNE	0.0485
LN_BTM	0.6762	LN_PBRA	0.4092	LN_TRO	0.0104
LN_CAIFY	0.1268	LN_PDA	0.0438	LN_TSD	0.0166
LN_CAIGY	0.1062	LN_PNE	0.0157	LN_TSP	0.0166
LN_CBD	0.0138	LN_RIOPR	0.1159	LN_TSU	0.0522
LN_CEMCY	0.1121	LN_SDA	0.0820	LN_UBB	0.0207
LN_CESQY	0.0505	LN_SID	0.0147	LN_UGP	0.0760
LN_CIG	0.0246	LN_TBE	0.0420	LN_VCP	0.0419

Em relação à tabela 5, a série LN_PDA apresentou um número de dados da amostra insuficiente para o teste. Nenhuma das séries apresentou um número de vetores de cointegração significantes. A coluna Quociente apresenta quociente de verossimilhança para o teste. O valor crítico do teste de Johansen para os casos analisados é igual a 12,25, considerando-se um nível de significância de 5% e igual a 16,26, considerando um nível de significância de 1%. O sinal * ou ** denota rejeição da hipótese da não existência de cointegração para um nível de significância igual a 5% ou 1%, respectivamente.

TABELA 5. RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO (JOHANSEN, S&P 500).

Variável	Quociente	Variável	Quociente	Variável	Quociente
LN_ABV	6.312722	LN_ARA	5.603109	LN_BBD	5.532184
LN_BBQCY	14.13093*	LN_BITPY	6.265128	LN_BRP	7.895052
LN_BTM	18.69725**	LN_CAIFY	4.728435	LN_CAIGY	8.749064
LN_CBD	8.368791	LN_CEMCY	8.338821	LN_CESQY	13.20326*
LN_CIG	2.716822	LN_ELP	5.741103	LN_EMT	4.081547
LN_ERJ	6.084666	LN_GGB	4.254655	LN_GLCBY	5.23096
LN_PBR	14.1576*	LN_PBRA	3.316165	LN_PNE	3.677811
LN_RIOPR	9.95391	LN_SDA	1.997462	LN_SID	1.644718
LN_TBE	8.243113	LN_TBH	6.830476	LN_TCN	12.05034
LN_TCP	6.642422	LN_TMB	6.579784	LN_TND	8.328988
LN_TNE	9.236381	LN_TRO	5.132536	LN_TSD	5.7597
LN_TSP	5.7597	LN_TSU	3.87096	LN_UBB	7.097174
LN_UGP	12.53837*	LN_VCP	7.030555		

Uma síntese dos principais resultados obtidos após a aplicação dos testes de cointegração de Johansen pode ser vista na Tabela 5. Os 38 programas de ADRs foram analisados, com exceção do programa de ADRs da Perdigão (LN_PDA) que apresentou um número insuficiente de dados para a execução dos testes.

Os resultados obtidos foram, de um modo geral, coerentes com os resultados dos testes de Durbin-Watson. Para todos os casos, o número de vetores de cointegração significantes foi igual a zero – o que indica a não existência de cointegração. Os valores dos quocientes de verossimilhança foram inferiores ao valor crítico (12,25) em 32 dos 38 ADRs estudados.

A hipótese nula que estabelece a não existência de cointegração foi rejeitada apenas em relação aos ADRs do Bradesco (LN_BBQCY, quociente de verossimilhança igual a 14.13093*), da Brasil Telecom (LN_BTM, quociente de verossimilhança igual a 18.69725**), da Cesp (LN_CESQY, quociente de verossimilhança igual a 13.20326*), da Petrobrás (LN_PBR, quociente de verossimilhança igual a 14.1576*) e da Ultrapar (LN_UGP, quociente de verossimilhança igual a 12.53837*).

A aceitação da não existência de cointegração, seja nos testes de Durbin-Watson, seja nos testes de Johansen, apresenta-se coerente com a hipótese de eficiência informacional fraca

dos mercados: séries históricas de um mercado não revelaram conter informações úteis para a predição do comportamento do outro mercado. Além disso, se os mercados não são cointegrados, ainda permanecem oportunidades de redução de riscos através da diversificação de investimentos entre os dois mercados analisados, notadamente o mercado formado por ativos brasileiros – representado pelos ADRs de companhias nacionais, e o mercado norte-americano – representado pelo índice S&P 500.

REFERÊNCIAS

- BRUNI, A. L. & FAMÁ, R. Modern portfolio theory : is it possible to make use of its benefits in practice? **Anais do BALAS 1999** - encontro anual da Business Association of Latin American Studies, 1999, pp. 291-301.
- CAMPBELL, J. Y., LO, A. W. & MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. Nova Jersey (EUA): Princeton University Press, 1997.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 1979, 74, pp. 427-431.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, 1987, v. 55, pp. 251-276.
- GALDÃO, A. & FAMÁ, R. Avaliação da eficiência na precificação de ações negociadas no Brasil por teste de volatilidade. **Anais do II SemeAD FEA/USP**, 1997, pp. 206-218.
- GRANGER, C. W. .J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, 1969, v. 37, pp. 424-438.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron, 2000.
- GUY, J. R. F. The behavior of equity securities on the German Stock Exchange. **Journal of Banking and Finance**, 1977, v. 01, pp. 71-93.
- HARVEY, C. The cross-section of volatility and autocorrelation in emerging markets. **Finanzmarkt und Portofolio Management**, 1995a, v. 09, pp. 12-34.
- HAUGEN, R. A. **The new finance : the case against efficient markets**. New Jersey : Prentice-Hall, 1995.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, 1991, v. 59, pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Londres (Inglaterra): Oxford University Press, 1995.
- KAWAKATSU, H. **A computer handbook using Eviews**. Boston (EUA): Irvin McGraw-Hill, 1998.
- KENDAL, M. G. The analysis of economic time-series, part I, prices. **Journal of Royal Statistical Society**, 1953, pp. 11-25.
- MACKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. In Engle, R. F. & Granger, C.W.J., editores, **Long-run economic relationships: readings in cointegration..** Oxford University Press, 1991.
- MOBAREK, A. & KEASEY, K. **Weak form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka stock market of Bangladesh**. Texto apresentado à conferência da ENBS em maio, 2000. Extraído de <http://www.bath.ac.uk/cds/enbs-papers-pdfs/mobarek-new.pdf> em 02/03/2002.
- PHILLIPS, P.C.B. & PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 1988, v. 75, 335-346.
- PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. **Econometric models and economic forecast**. 4. ed. Nova Iorque (EUA): Irvin/McGraw-Hill, 1998.
- POSHOKWALE, S. Evidence on the weak form efficiency and the day of the week effect in Indian Stock Market. **Finance India**, 1996, v. 10, n. 3, pp. 605-616.
- ROSENTHAL, L. An empirical test of the efficiency of the ADR market. **Journal of Banking and Finance**, 1983, v. 7(1), pp. 17-29.
- ROUX, F. J. P. & GILBERTSON, B. P. The behavior of share prices on the Johannesburg Stock Exchange. **Journal of Business Finance and Accounting**, 1978, v. 05, summer, pp. 223-231.
- SANVICENTE, A. Z. **A integração do mercado brasileiro de ações ao mercado internacional: uma aplicação de análise de cointegração**. Relatório de pesquisa do IBMEC, 1998.
- SOLNIK, B. H. Note on the validity of the random walk for european stock prices. **Journal of Finance**, 1973, v. 28, pp. 1151-1159.
- WEBSTER, T. J. American depository receipts, listing and market efficiency: three case studies. **The Mid-Atlantic Journal of Business**, v. 34, n. 03, 1998, pp. 273-293.